

論文 中国における省間人口移動とその決定要因 -- 人口センサスの集計データによる計量分析

著者	巖 善平
権利	Copyrights 日本貿易振興機構（ジェトロ）アジア経済研究所 / Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (IDE-JETRO) http://www.ide.go.jp
雑誌名	アジア経済
巻	45
号	4
ページ	2-20
発行年	2004-04
出版者	日本貿易振興機構アジア経済研究所
URL	http://hdl.handle.net/2344/00007702

中国における省間人口移動とその決定要因

——人口センサスの集計データによる計量分析——

ヤン 巖 シャン 善 ビン 平

- はじめに
- I 省間人口移動の動向
 - II 地域別移動率と諸要因の相関関係
 - III 純流出地、純流入地の規定要因
 - IV 人口・労働移動の経済理論
 - V 省間人口移動率の要因分析：モデルと仮説
 - VI 省間人口移動率の要因分析：データと結果
- おわりに

はじめに

近代経済の発展は所得水準を高めると同時に、総生産や就業者の産業別構成にも変化をもたらす。市場メカニズムが働く自由経済では、産業間、地域間にさまざまな格差が存在する限り、人々はより高い効用を得るために、高所得で生活アメニティのよいところへ移動しようとする。ところが、現実には、誰でも同じ確率で地域間での移動を果たせるわけではない。各人が暮らしている地域の社会経済環境、生計を共にする家族の状況、それに自らの属性（性、年齢、教育等）も移動する確率に大きな影響を与えることは理論的実証的研究の指摘したところである〔トドロ 1997; ヨトポロス／ヌジェント 1984〕。

人口・労働力の地域間移動の実態やメカニズムに関しては、これまで経済学、経済地理学などで数多くの研究成果が公刊された。例えば、アメリカの州間人口移動に関する代表的な先行

研究として Greenwood (1981), Chun (1996) があり、カナダについては Shaw (1985), オーストラリアについては Levy and Faria (2003) 等が挙げられる。これらの研究では、人口・労働力の地域間移動に関する経済学的考えを援用し、人口センサスの集計資料および関連する社会経済統計を利用して、地域間における人口・労働力移動のメカニズムを実証的に解明しようとするのが主たる課題であるように思われる。

ここ10数年の間に、中国の人口移動研究も内外で盛んに行われている。人口センサスのデータ蓄積が急増したことも一因であろうが、市場経済化が深化しつつある中、大規模な人口が農村部から都市部へ、あるいは内陸地域から沿海部へ移動している現実、移動問題に対する人々の関心を高めた最も重要な要因であろう。人口センサスの集計資料を利用して、地域間移動人口の規模と空間距離、地域間経済格差等との関係を実証的に分析した先行研究として、張 (1992), 李 (1994), 王 (1993 ; 1995 ; 1997), 巖 (1997a ; 2000b) がある。また、人口の流出元である農家、あるいは流入先の都市部に住む出稼ぎ労働者を対象とするアンケート調査が実施され、そこから得られたミクロデータを分析した先行研究として、張・周 (1999), 杜・白 (1998), 趙 (1998), 巖・左・張 (1999), 南・

牧野（1999）が優れている。

ところが、中国の人口移動に関するこれらの研究には、ある時点のデータのみが利用され、人口移動の動態的把握ができていないことや、人口移動と経済発展、市場化等に関する総合的検討が十分でない等の改善点が残されている。本稿では、この2点を意識しながら、これまでの人口センサス、1%人口抽出調査およびほかの統計資料を利用して、人口移動の動態的把握、移動率と経済発展、市場化、情報等との関係を計量的に解明したい。

本稿の構成は以下のとおりである。第Ⅰ～Ⅲ節では、省市区別期間移動人口の動向、移動率とその他諸要因の相関関係、純流出地と純流入地の規定要因について検討を行う。第Ⅳ～Ⅵ節は地域間人口移動に関する経済学的考え方を整理し、それに基づいた省間人口移動率の決定要因を計量的に分析するものである。最後に本稿の分析結果をまとめ、残された課題を示す。

Ⅰ 省間人口移動の動向

市場化改革の深化に伴い、移動人口の規模が増大し、同時に人口の流出地域と流入地域の両極分化も急速に進んでいる。この節では、5年前の常住地からみた期間移動人口^(注1)の集計データを用いて、省間移動人口の規模拡大と両極分化の実態を明らかにする。

表1は1990年と2000年のセンサスで観測された5年前常住地ベースの期間移動人口の動向を省市区別に示したものである（移動率を降順に並べ替えた。以下は省市区を省と略す）。この表によれば、1980年代後半と90年代後半における省間移動人口の総数は3倍以上膨れ上がったが、

省別流出入人口の増え方は一様ではない。1980年代後半の地域別流出入人口数の変動係数は0.71, 0.67と低く、しかも、流出と流入の地域間格差が似通った状況であった。それと対照的に、1990年代後半における流出入人口数の変動係数はそれぞれ1.05, 1.97に急上昇しただけでなく、流出口より流入人口の局地集中が際だった。例えば、広東省への流入人口はこの10年間で10倍以上も増え、対全体比も1980年代後半の1割強から90年代の3分の1以上となった。

流入数から流出数を差し引いた純移動数を見ると、この間には純流出から純流入に変わった地域（浙江省、雲南省等）、あるいはその反対の地域（湖北省等）はごく少数で、省間人口移動の流れがほとんど変わらなかったことが分かる。1980年代後半の浙江省では、民間企業が発展し、地元の住民に多くの雇用機会が提供されたものの、外省の労働力を吸収するまでの力はなく、他方では、全国各地を渡り歩く浙江省の商人が大勢いた。その結果、人口の流出超過があったのである。また、江蘇省は先進地域でありながら、多くの流出人口が観察された。これは経済発展が遅れている北部地域から大勢の出稼ぎ労働者が省外（近くの上海市）に移動したためである。

総人口（常住人口^(注2)）に対する純移動人口比（移動率）は、上位純流入地の広東省、北京市、上海市が1990年代後半にほぼ同じ水準（13%前後）となった。一方、純流出地の上位5地域（江西省、四川省、湖南省、安徽省、広西省）の同比率が4～6%程度となった。主要な人口の流出入地域における移動率が同じレベルに収斂したことは偶然の現象なのか、労働市場が成長しつつあったことの現われなのか。この現象

表1 5年前常住地からみる省間移動人口数と移動率 (単位：万人，%)

	1985～1990年				1995～2000年			
	流入数	流出数	純移動数	移動率	流入数	流出数	純移動数	移動率
合計	1,081	1,081			3,400	3,400		
広東省	116	25	-91	-1.5	1,211	46	-1,165	-13.7
北京市	66	12	-54	-5.0	199	18	-181	-13.3
上海市	66	15	-51	-3.8	229	17	-211	-12.9
新疆自治区	34	27	-7	-0.4	120	23	-97	-5.3
天津市	31	9	-22	-2.5	52	11	-41	-4.1
浙江省	32	63	31	0.7	286	102	-184	-4.0
福建省	29	23	-6	-0.2	142	66	-76	-2.2
チベット自治区	0	5	5	2.3	7	4	-4	-1.4
海南省	13	11	-2	-0.4	23	14	-9	-1.2
江蘇省	84	59	-25	-0.4	201	131	-70	-1.0
遼寧省	52	27	-25	-0.6	80	40	-40	-0.9
雲南省	23	27	4	0.1	77	42	-36	-0.8
寧夏自治区	8	6	-2	-0.4	14	9	-4	-0.8
山西省	27	23	-4	-0.1	40	35	-5	-0.2
山東省	61	52	-9	-0.1	95	92	-3	-0.0
河北省	47	67	20	0.3	81	92	11	0.2
内モンゴル自治区	24	28	4	0.2	34	46	12	0.5
陝西省	30	33	3	0.1	45	76	31	0.9
青海省	10	10	-0	-0.1	8	13	5	1.0
吉林省	25	35	10	0.4	27	56	29	1.1
甘肅省	16	27	11	0.5	21	59	38	1.5
黒龍江省	33	59	26	0.7	32	99	67	1.9
河南省	49	58	9	0.1	49	243	194	2.1
重慶市					47	116	69	2.3
湖北省	41	35	-6	-0.1	64	233	169	2.8
貴州省	20	31	11	0.3	28	130	102	2.9
広西自治区	16	55	39	0.9	30	193	163	3.7
安徽省	34	54	20	0.3	33	305	271	4.6
湖南省	25	50	25	0.4	38	343	305	4.8
四川省	44	129	85	0.8	62	463	401	4.9
江西省	23	28	5	0.1	25	282	257	6.4
変動係数	0.67	0.71			1.97	1.05		

(出所) 国務院人口普查弁公室他 (1993;2002) より作成。

(注) 移動率は純移動人口数を調査時の常住人口数で割ったものである。

に対するいっそうの検討は今後の課題としたいが、ここでは興味深い事実として指摘しておく。

II 地域別移動率と諸要因の相関関係

ところで、表1が示しているように、人口の流出または流入のみが多い地域もあれば、流入の両方が多い地域もある。なぜこうなったのか。ここでは表2に示された移動率といくつかの要因との相関係数^(注3)にもとづいて検討してみたい。

相関係数の検討に先立って、変数の定義を説明する。(1)省間移動人口の流入率、流出率、純移動率および総移動率は、人口調査実施年(1995年、2000年。以下、同様)における流入人口数、流出人口数、流出人口数の差および和をそれぞれ常住人口で割ったものであり、流入超過の場合は、純移動率がマイナスの値をとる。

表2 省間移動率と諸変数の相関係数(pearson相関)

	流入率	流出率	純移動率	総移動率
1人当たり総生産	0.83**	-0.08	-0.74**	0.78**
経済成長率	-0.09	-0.38**	-0.06	-0.26*
登録失業率	-0.23	0.14	0.25*	-0.17
非国有部門従業者比率	0.39**	0.21	-0.26*	0.48**
都市人口比率	0.68**	-0.15	-0.64**	0.61**
非農業就業増加率	0.17	-0.11	-0.19	0.12
15~64歳人口比率	0.46**	0.11	-0.35**	0.50**

(出所) 全国人口抽样调查办公室 (1997), 国务院人口普查办公室他 (2002), および国家统计局編『中国統計年鑑』各年版より作成。

(注) (1) 1995年1%人口抽出調査, 2000年人口センサスから算出された移動率, および諸変数をプールしたデータセット(観測値61)に基づく。

(2) **, *はそれぞれ1%, 5%水準で有意(両側)であることを示す。

(2) 1人当たり総生産は人口調査実施年の統計数字であり, 経済発展水準を示す代理変数とする。(3) 経済成長率は人口調査実施年までの5年間年平均実質GDP伸び率。(4) 都市部における非国有部門従業者比率は調査実施年の公表データ。(5) 都市人口比率および都市部登録失業率も人口調査実施年の公表データ。(6) 非農業就業の増加率は調査実施年と前回調査(5年前)にもとづいて算出される(非農業就業者数の期間増加分を前回調査時の非農業就業者数で割ったもの)。なお, すべてのデータは人口調査資料および国家統計局の公表したものである^(注4)。

表2から以下の事実を読み取ることができよう。

第1に, 1人当たり総生産, 都市部における非国有部門従業者比率および都市人口比率のいずれも流入率, 総移動率と正の相関関係, 純移動率と負の相関関係を持つが, 流出率との有意な相関関係が認められない。所得水準の高い先進地域ほど, あるいは都市化水準の高い地域ほど, あるいは市場化が比較的進んでいる地域(国有部門の従業者比率が低い)ほど, 人口の地域間移動が活発化し, しかも, 流入率が高まる傾向を示した(純流入地域が人口の流入超過であるので, 数字上マイナスの相関係数が得られた)。

第2に, 都市部登録失業率は流入率と負の相関関係(10%水準で有意), 純移動率と正の相関関係を持つ。これは失業率の高い地域ほど, 人口の流入が比較的少ないことを意味しよう。また, 経済成長率は流出率および総移動率と弱い負の相関関係を持っているが, 流入率または純移動率とは無関係である。成長率の高い地域では人口の流出が少ないということであろう。そして, 流出率がほとんどの経済指標と有意な相

関関係を持たないことは注目に値する。これは、人々が省外へ移動するかどうか、どの程度の人達が省外へ移動するかという問題はここに挙げられた要因以外の何かによって強く規定されたことを示唆するのかもしれない。この点については後に詳しく述べる。

第3に、非農業就業の増加率が移動率と有意に相関しないのは意外な結果であった。雇用機会が速く増えるところでは、就職できる確率が高く、普通はそうしたところへの人口流入が多いと考えられるが、これもいっそうの検討を要する。

最後に、省間人口移動が人口の年齢構成に重要な変化をもたらしていることを指摘する。表2にあるように、流入率の高い地域では、15～64歳人口の対全人口比率が著しく高くなっている（総移動率または純移動率からも同じ結論が得られる）。この間に戸籍制度による移住制限があるために、実際移動した人口の多くは就業目的の青壮年を中心とした階層である〔嚴2004b〕。例えば、上海市と北京市では15～64歳人口比率は2000年に76～78%に上るのに対して、四川省、安徽省等ではそれが67～69%しかなか

った。主要な人口流入地域の間には10%ポイント近くの開きもあった^(注5)。

農民出稼ぎ労働者を中心とする暫住人口は流入地（調査時の常住地）では低賃金の労働を強いられる反面、地元戸籍人口を対象とする社会福祉や保障を享受できないばかりでなく、年をとったら故郷に帰還させられるというただの労働力として使われ、先進地域の経済発展に貢献を強要されている^(注6)。

Ⅲ 純流出地、純流入地の規定要因

さて、前述の諸要因は人口の純流出地と純流入地でそれぞれどういう水準であるのか、また、純流入を規定するうえで個々の要因がどのような役割を果たしたのか。表3は2つのグループの平均値、および判別関数による推計値^(注7)を示している。同表から明らかなように、1990年代前半と後半の両方において、純流入地グループの1人当たり総生産、経済成長率、都市部非国有部門従業者比率、都市人口比率、非農業就業増加率のいずれも純流出地グループのそれより高いが、都市部登録失業率については反対

表3 純流出入省の経済的比較および判別関数（標準化係数）（単位：元，%）

	1990～1995年			1995～2000年		
	純流入地	純流出地	判別関数	純流入地	純流出地	判別関数
1人当たり総生産	5,858	2,716	0.57	11,936	5,458	0.37
経済成長率	15.1	12.1	0.12	10.0	9.6	0.17
登録失業率	2.4	3.9	-0.03	3.1	3.2	0.36
非国有部門従業者比率	34.8	28.8	0.46	45.3	41.6	-0.55
都市人口比率	39.2	26.4	0.42	46.7	32.6	1.11
非農業就業増加率	17.5	12.5	0.23	25.9	10.2	1.27
観察数(有意水準・%)	15	15	0.03	16	15	0.01

（出所）表2に同じ。

の結果が得られた^(注8)。

ところが、これらの要因が純流出地または純流入地を規定する上で等しい作用をしなかったことは判別関数の結果から分かる。1990年代前半には1人当たり総生産、都市部における非国有部門従業者比率および都市人口比率は比較的重要な要因であったが、90年代後半には、重要でなかった非農業就業の増加率が浮上し、1人当たり総生産は重要性を低めた。1990年代に人口の純流出入を規定する主因およびそれぞれの影響度が大きく変化したのである。

Ⅳ 人口・労働移動の経済理論

周知のように、人口・労働力の地域間移動に関しては、これまでさまざまな理論的実証的研究が蓄積された。本節は、Ⅴ節以降の省間人口移動の計量分析を行うための準備作業として、地域間人口移動に関する経済学的考え方を簡潔に整理するものである^(注9)。

人間の行動が経済合理的であるとすれば、地域間に賃金格差、生活インフラや自然環境の違いによるアメニティの格差が存在する限り、人々はより高い満足（効用）を得るために地域間移動しようとする。経済発展の到達段階によっては高い所得を主に求めるための移動もあれば、より快適な生活環境（気候、緑地等）を主に追求するためのものもある。概していうと、発展水準の低い途上国では前者の割合が相対的に高く、先進国では後者の割合が高いといわれている [石川 2002]。

人口・労働力の地域間移動と経済発展の関係に関する経済学的解釈はルイスの二重経済論まで遡る。よく知られているように、ルイス流の

二重経済モデルは、農工間または農村と都市間の労働移動を説明するものとして有効性が高い。同モデルでは、労働移動を規定する最も重要な要因が賃金格差の存続であるとされる。余剰労働力を抱える伝統的農業部門の限界労働生産性がきわめて低いため、都市部の生存費水準でも無限に近いほどの農村労働力が近代的工業部門に供給され続ける。工業部門は低賃金を通しての利益拡大を実現し、急速な成長を遂げる。その過程で非農業の雇用機会が創出される。農業部門の余剰労働力が工業部門によって吸収されるのに伴い、その限界労働生産性が上昇する。そして、農業の限界労働生産性が次第に都市部の生存費賃金に等しくなる転換点が迎えられる [Lewis 1954]。

ルイスモデルでは、農工間の賃金格差が労働移動にどのような影響を与えるかは問題にされるが、都市部の完全雇用が暗黙の前提とされている。また、移動する者はだれか、移動する方向等についても、言及はない。

ところが、途上国の都市部に大勢の失業者が滞積しているにもかかわらず、農村からの人口流入は絶えない。また、誰しも同じ確率で移動するのではなく、実際に移動をした者は特定の属性を有する階層に集中する。例えば、教育を多く受けた若年層などである。これらの問題に対しては、ルイスモデルはいっさいの解釈を与えていない。

都市部の高い失業率にもかかわらず、農村から多くの人が入入している現象に対して、トダロは期待賃金格差の仮説を考案した。トダロによれば、ある人が移動するか否かは、都市部の期待賃金（平均賃金と仕事を見つける確率の積）と農村に留まった場合の農業賃金との格差

に依存する。農村・都市間における労働移動の条件は、 $P_u W_u - W_r > 0$ （ただし、 P_u は都市部での就職確率、 W_u は都市部の平均賃金、 W_r は農業賃金）である。また、都市部に移動した者は、その滞在期間が長くなるにつれ、就職する確率が上昇する。あるいは、都市部に移動した初期に低賃金のインフォーマル・セクターで働く者でも、時間が経つにつれ、次第に高賃金のフォーマル・セクターに移っていくとされる [Todaro 1969]。

こうしたトダロモデルは、都市部に高い失業率が存在しながら、農村・都市間の労働移動が持続、拡大するメカニズムを説明するのに優れている。しかし、欠点もある。移動における個人的選択、つまり、若年者、高学歴・特殊な技能を持つ者の移動傾向が比較的強いという現象に関する言及はなかった。後に Sjaastad の人的資本理論の考え方 [Sjaastad 1962] をトダロモデルに取り入れ、賃金格差、失業率、移動者の属性を考慮した包括的な移動モデルが作られた。ここに来て、人口・労働力の地域間移動に関する整合的な解釈が可能になった [石田・石井・佐野 1978; Todaro 1980]。

すなわち、人々が地域間で移動するかどうかは移動した場合の期待実質所得格差 (D_r) によって規定される。それは、農村部から都市部へ移動してから n 年間居住し仕事を続けることから得られる実質所得の増加分（期待収入－生活費）を割引率 r で割るものであると定義される [Shaw 1985]。

$$D_r = \int_0^n (P_u W_u - W_r) e^{-rt} dt - \int_0^n (C_u - C_r) e^{-rt} dt - MC$$

ただし、 P_u 、 W_u 、 W_r はそれぞれ都市部での就職確率、都市部の平均賃金、農業賃金、 C_u 、 C_r は生活費（経常的消費、住宅等）、 MC は移動費（交通費や移動、求職する過程で生ずる費用）を示す。 $t = 0, 1, 2, \dots, n$ 。

このモデルでは、農村から都市への移動行動は現存の賃金格差だけでなく、移動してからの期待就職年数や移動に伴う費用、割引率にも影響されるとされたところに特徴がある。加齢すると、期待就職期間が短く、期待実質所得格差が少なくなるのと反対に、移動に伴う転職や職業訓練に必要な費用、また新しい環境に適應するための心理的負担による不効用が若年者より多い。移動する確率が加齢とともに下降するという現象はこのモデルによって説明される。

また、期待実質所得格差のほかに、自然環境や気候に由来する地域間の期待アメニティ格差、さらに地方政府の提供するさまざまな公共サービス・福祉等に由来する期待純便益格差（便益－費用）も人々の移動に影響すると考えられる。そこで、ある人の地域間移動の確率は以下の移動関数で示することができる。

$P = f$ （期待実質所得格差，期待アメニティ格差，地方政府からの純便益格差）

仮に個人の移動確率を地域単位の平均人口移動率で代理できるなら、この移動関数は地域間人口移動率の分析にも援用可能である。

こうして考えると、地域間での人口移動は結局のところ、人々が地域間における経済的、社会的、自然的条件の相違による効用の格差を縮めようとする能動的な行為であることが分かる。また、所得水準や雇用機会等さまざまな要因が人口移動の相対水準にどのように作用するかについては移動関数を計測することによって解明

することができる [厳 2000a]。

V 省間人口移動率の要因分析

——モデルと仮説——

以下の2節は、省間人口移動の方向およびその相対水準が何によって規定されるかを計量的に分析するものである。第Ⅲ節では、地域別移動人口の総水準や純流出または純流入を規定した要因の解明に焦点が絞られたが、A地域からB地域への流出人口がどうしてほかの地域へのそれより多いのか、あるいは、D地域がなぜC地域から比較的多くの人口を吸収したのかという地域間移動の要因分析がされていない。

この節では、人口・労働力の地域間移動に関する経済学の考え方を念頭に、本稿の計測モデルと仮説を提起する。次節では計測の結果を説明し、その経済学的意味を考える。

前述のように、1990年代に省間移動人口の規模が拡大したと同時に、流出地と流入地の両極分化も急速に進んだ。しかし、人口移動の方向には大きな変化がみられなかった（表1参照）。省間移動人口の規模ならびにその移動方向はいったい何によって規定されたのであろうか。ここでは、市場化指向の経済改革を推進している中国の実情に合わせて、以下の諸要因が人口移動に重要な影響を与えたと考える。

まず第1に、地域間の賃金格差である。広く知られているように、中国の都市と農村間、あるいは、東部沿海と中西部地域の間には大きな所得格差があり、しかも拡大する傾向にある [厳 2003]。移住や職業選択の自由がある社会では、高い収入を求めるための地域間移動は人々の合理的な行動である。

第2に、流出元と流入先での就職できる確率の格差である。所得水準の高い地域でも、失業率が非常に高ければ、そこには人があまり移動しないであろう。期待賃金が高い失業率で相殺されるかもしれないからである。

第3に、市場化の進展状況である。これは計画経済から市場経済へ移行する社会主義中国を考慮しての要因である。国有企業などはこの間の体制改革でずいぶん自主権を拡大したとはいえ、肝心なところでは行政からの強い指導を受けなければならない場合がある。例えば、都市住民の失業問題を緩和するために、時には地元住民を優先する雇用政策が労働行政の指導下で国有企業などで施行される。したがって、国有部門の多い経済、言い換えれば、市場化がそれほど進んでいない地域では、地元の戸籍を持たない外地人は仕事を獲得しにくい立場に置かれやすい。市場化の度合いを測る指標として総生産または総就業者に占める非国有部門の割合が考えられるが、ここでは、都市部における非国有部門従業者^(注10)の対全従業者比を市場化の度合いを示す代理変数とする。

第4に、地域間移動に伴う費用である。これには交通費や流入先で職を得までの生活費といった直接コスト、生活環境（気候、飲食等）の変化による心理的コスト、以前の仕事を辞めたことにより生じた機会コストが挙げられる。こうした移動コストを表わす代理変数として、発着地の空間距離ならびに両地域に居住する人間のつながりの強弱が考えられる。具体的には、例えば、発着地の中心都市間の鉄道距離、流入先に住んでいる流出元出身者の総人数がよく使われる^(注11)。血縁または地縁によって形成される人的つながりが強い両地域間においては、就

職や生活関連のさまざまな情報が口コミで伝えられる。とりわけ、労働市場が未発達な段階には、距離の移動に対するマイナス影響がそれによって軽減される可能性が高い。

以上の考えに基づき、本稿の移動関数は以下の形で示すことができよう。

人口移動率 = f (1人当たり総生産、経済成長率、非農業就業の増加率、都市部登録失業率、都市部の非国有部門従業者比率、地域間の空間距離、情報の伝達)

賃金のかわりに1人当たり総生産を使ったのは、農村部を含めた省単位の平均賃金が既存統計にはなく、総生産が地域経済の発展水準を包括的に示すことができると考えられるからである。また、経済の到達水準だけでなく、経済の発展速度、それに非農業雇用の変化状況も移動率に影響を及ぼすであろうという考えから、この2つの要因も移動率の説明変数として取り入れる。

流入先で職を得る確率については、一般にも使用される失業率を用いることにする。ただし、中国の失業統計には、都市戸籍を持つ都市民の登録失業率^(注12)という集計データがあるが、地域全住民を対象とした失業調査のデータはない。そのために、本稿では都市部の登録失業率を使う。

ところで、上の移動関数をどう定式化すればよいかについてはいくつかの考えがある。まず、地域間移動の水準を絶対的人数で示すか、それとも移動者数を総人口で割った移動率で示すかという問題がある。前者だと、発着地の人口規模を説明変数に入れる必要が生じる。計測モデルを簡素化するために、本稿では移動率を採用する。

つぎに、発着地の間に存在するさまざまな経済的、社会的格差をどう表わすかである。絶対的格差 ($X_j - X_i$) も考えられるが、本稿では (X_j / X_i)、すなわち、流出元の水準を1とした流入先の相対的格差を採用したい。

移動関数をコブ・ダグラス型とすれば、以下の指数関数が得られる^(注13)。

$$MR_{ij} = C \left(\frac{X_{1j}}{X_{1i}} \right)^{a_1} \left(\frac{X_{2j}}{X_{2i}} \right)^{a_2} \left(\frac{X_{3j}}{X_{3i}} \right)^{a_3} \left(\frac{X_{4j}}{X_{4i}} \right)^{a_4} \left(\frac{X_{5j}}{X_{5i}} \right)^{a_5} \left(X_{ij} \right)^{a_6} \left(X_6 \right)^{a_7} \exp \left(\sum dummyH + e \right)$$

ただし、 MR_{ij} は i 省から j 省への流出率、または j 省から i 省への流入率、 X_1 は1人当たり総生産、 X_2 は経済成長率、 X_3 は非農業就業の増加率、 X_4 は都市部における非国有部門従業者比率、 X_5 は都市部登録失業率、 X_{ij} は省都間の鉄道距離 (海南省、チベット自治区は航空距離)、 X_6 は流出元と流入先の間に存在する人的つながりを示す変数、 $\sum dummyH$ は地域ダミー、年次ダミーを示し、 $a_1 \sim a_7$ は移動率の諸要因に対する弾力性を示すパラメータである。

この指数関数を対数型に変換すれば、下記の線形モデルが導出される。

$$\ln(MR_{ij}) = c + a_1 \ln \left(\frac{X_{1j}}{X_{1i}} \right) + a_2 \ln \left(\frac{X_{2j}}{X_{2i}} \right) + a_3 \ln \left(\frac{X_{3j}}{X_{3i}} \right) + a_4 \ln \left(\frac{X_{4j}}{X_{4i}} \right) + a_5 \ln \left(\frac{X_{5j}}{X_{5i}} \right) + a_6 \ln \left(X_{ij} \right) + a_7 \ln \left(X_6 \right) + \sum dummyH + e$$

上述した移動率および説明変数の定義をもとに、地域間人口移動率の決定メカニズムに関する仮説を提起したい。

仮説 1：相対的所得水準の高い地域ほど ($X_{1j} > X_{1i}$)、 i 地域から j 地域への人口流出率が高いが、逆方向の人口流入率が低い。地域間の所得格差が人口移動を引き起こす必要条件である (所得格差仮説)。

仮説 2：経済成長率の高い地域ほど ($X_{2j} > X_{2i}$)、あるいは、非農業就業の増加率が高い地域ほど ($X_{3j} > X_{3i}$)、 i 地域から j 地域への人口流出率も高いが、逆方向の人口流入率が低い (成長率格差仮説)。

仮説 3：都市部における非国有部門従業者比率の高い地域ほど ($X_{4j} > X_{4i}$)、 i 地域から j 地域への人口流出率も高いが、逆方向の人口流入率が低い傾向を示す (市場化仮説)。

仮説 4：都市部登録失業率の高い地域ほど ($X_{5j} > X_{5i}$)、 i 地域から j 地域への人口流出率が下降するが、逆方向の人口流入率が上昇する (就職確率仮説)。

仮説 5：発着地間の空間距離は人口の移動率にマイナスの影響を与える。すなわち、空間距離が長いほど、流出率または流入率が低下する。ただし、時間が経つにつれ、交通インフラが整備されていくと考えられるため、空間距離の移動率に及ぼすマイナス効果が小さくなる (移動コスト仮説)。

仮説 6：労働市場が不十分にしか機能しない状況下では、特定地域からの就職や生活関連の口コミ情報を容易に入手できる他地域の人々は、その地域への移動性向を強める。言い換えれば、公的就職情報などが得られにくい中、長距離移動の有無は確かな就職情報が入手できるかによって規定される。近隣地域に求職があっても、それを知らなければ、あるいは知っていても、誰かの紹介がなければ、職を得ることができな

い状況であれば、求職に関する口コミ情報やさまざまな縁故の持つ意味が大きい。実際、多くの先行研究が報告したように、中国では農村からの出稼ぎ労働者の大半は親類や知人等の紹介を通して仕事を見つけて移動したのである^(注14)。こうした人間関係をチェーンに喩えるならば、仮説 6 を移動チェーン仮説と呼ぶこともできる。

VI 省間人口移動率の要因分析

——データと結果——

中国の人口センサスでは、人口移動の空間境界は、県内郷鎮間、省内県間および省間と 3 つの次元があるが、発着 (origin and destination) 行列で公表された集計データは省間移動の部分だけである。また、省間移動の発着行列は 1995 年 1%人口抽出調査までの間に、基本的に 5 年前常住地をベースに集計された。2000 年センサスでは、戸籍登録地、前住地 (区切りは 5 年前) ならびに出生地をベースとした発着行列も公表されるようになった。つまり、5 年間で区切った期間移動人口、出生時から調査時まで転居した生涯移動人口、戸籍の転出入を伴わない暫住移動人口 (現住地からみて) という 3 つのデータセットが利用可能となったのである。ただし、一定期間で発生した移動人口を捉えるためには、5 年前常住地をもとにした期間移動人口が最適であろう。

そこで、本稿の地域間人口移動率を以下のよう

$$i \text{ 省から } j \text{ 省への人口流出率} : \left(\frac{2M_{ij}}{P_i + P_j} \right) \times 10000$$

$$j \text{ 省から } i \text{ 省への人口流入率} : \left(\frac{2M_{ji}}{P_i + P_j} \right) \times 10000$$

i 省における人口の純移動率：

$$\left(\frac{2(M_{ij} - M_{ji})}{P_i + P_j} \right) \times 10000$$

ただし、 M_{ij} 、 M_{ji} はそれぞれ i 省から j 省への流出口数、 j 省から i 省への流入人口数、 P_i 、 P_j はそれぞれ i 省、 j 省の常住人口である。

1 人当たり総生産，経済成長率，非農業就業増加率，都市部登録失業率，都市部における非国有部門従業者比率の定義は，第Ⅱ節で述べたのとまったく同じであるが，移動モデルでは，それぞれが発着地間の相対格差 (X_j/X_i) という形を取る。

省間の空間距離は省都間の鉄道距離を使う^(注15)。もちろん，これはすべての人が鉄道を利用して移動したことを意味したといっているのではない。距離の移動に対する効果を検出するためのひとつの接近法と考えるべきである。

血縁，地縁等の縁故が省間人口移動に与える効果を検証するためのデータについて述べる。ここでは，前回の人口センサス等で観測されたある省からの省間移動人口の流入先別構成比をその省とほかの省との移動チェーンを示すものとして定義する^(注16)。A 省から B 省に多くの人が先に移動していれば，この人達を通してたくさんの就職情報等が B 省から A 省に伝えられよう。その結果，移動チェーンの強い両地域間では，人口移動の流れが大きくなると考えられる。

最後に，自然条件など地政学的影響を除去するために，東部地域，中部地域と西部地域というダミー変数を導入する^(注17)。プールされたデータセットを使う場合には年度ダミーもモデルに導入する。

また，移動率と諸変数との関係をより明確に際立たせるため，他省区からの人口流入，そし

て他省市への人口流出の最も多い上位地域を計測の対象とした。具体的には，1995 年 1 % 人口抽出調査からは 18 省市区（流入地域 10，流出地域 11。うち 3 つは両方のグループに入ったもの），2000 年人口センサスからは 19 省市区（上位の流入地域がそれぞれ 11，10 だが，うち 2 つは両方に入った）が選出された。これら上位地域における移動人口の対総移動人口比は，1995 年に 65%，2000 年に 75 % 位であった（詳しくは付表参照）。

表 4 は上述の移動モデルを 1995 年 1 % 人口抽出調査，2000 年人口センサスおよび両調査をプールしたデータセットを用いて計測した結果である^(注18)。移動チェーンの移動率に及ぼす効果を明らかにするために，移動チェーンをモデルから外した場合の結果も併記されている^(注19)。

まず，計測の結果から検出される事実を整理しよう。第 1 に，移動チェーンを除外したすべての移動モデルの調整済決定係数は 0.4～0.5 強，それを含めた同係数は最高で 0.84 にも達した。クロスセッションデータを利用した計測結果としては，これらのモデルの当てはまりはかなり良好といえよう^(注20)。

第 2 に，経済成長率が移動率に与える影響は時期によって異なった結果をみせた。1990 年代前半の移動率モデルでは，経済成長率の回帰係数（標準化係数）の符号は所期のものと一致し，統計的に有意であったが，90 年代後半およびプールされたデータセットの計測結果では，成長率の回帰係数の符号が所期のものと一致せず，有意性がなくなったものもある。経済成長率が人口移動率に一貫した影響を与えることは確認できなかった。人々は必ずしも成長率の低い地域から高い地域へ移動したとはいえないのであ

表4 省間人口移動率の決定要因

1990～95年	流出率モデル1		流出率モデル2		流入率モデル1		流入率モデル2	
	標準化係数	t値	標準化係数	t値	標準化係数	t値	標準化係数	t値
経済成長率	0.143	3.058					-0.175	-3.413
1人当たり総生産			0.267	9.868	-0.688	-10.120	-0.525	-14.015
登録失業率	-0.224	-4.873			-0.164	-2.710		
非国有部門従業者比率			-0.137	-4.955	0.301	6.318	0.243	4.842
空間（鉄道）距離	-0.455	-10.650	-0.078	-2.752	-0.425	-10.423	-0.138	-3.596
チェーン指数			0.805	27.546			0.581	14.469
東部地域ダミー	0.142	2.361						
中部地域ダミー	-0.197	-3.826	-0.126	-5.102	-0.196	-4.433	-0.110	-3.301
調整済み決定係数	0.421		0.800		0.416		0.625	
観察値	356		356		359		359	
1995～2000年	流出率モデル3		流出率モデル4		流入率モデル3		流入率モデル4	
	標準化係数	t値	標準化係数	t値	標準化係数	t値	標準化係数	t値
経済成長率	-0.122	-3.571	-0.104	-4.435				
1人当たり総生産	0.359	8.849	0.438	16.574	-0.624	-14.987	-0.584	-17.438
登録失業率	-0.086	-2.715	-0.054	-2.746			0.073	2.716
非国有部門従業者比率			-0.056	-2.072	0.204	5.095	0.106	3.351
空間（鉄道）距離	-0.482	-15.611	-0.173	-7.889	-0.436	-13.195	-0.145	-4.905
チェーン指数			0.685	29.936			0.615	20.359
東部地域ダミー	0.185	4.411	-0.069	-2.396	0.152	3.273		
中部地域ダミー	-0.093	-2.625	-0.133	-5.685	0.086	2.221	0.101	3.999
調整済み決定係数	0.523		0.873		0.449		0.698	
観察値	566		507		566		507	
プールデータ	流出率モデル5		流出率モデル6		流入率モデル5		流入率モデル6	
	標準化係数	t値	標準化係数	t値	標準化係数	t値	標準化係数	t値
1人当たり総生産	0.235	7.586	0.333	19.233	-0.576	-18.585	-0.512	-18.241
登録失業率	-0.094	-3.522					0.059	2.614
非国有部門従業者比率			-0.114	-6.486	0.204	7.041	0.118	4.925
空間（鉄道）距離	-0.462	-18.828	-0.131	-7.490	-0.415	-16.864	-0.144	-6.370
チェーン指数			0.688	38.135			0.581	23.794
東部地域ダミー	0.164	4.904			0.112	3.695	-0.052	-2.053
中部地域ダミー	-0.120	-4.275	-0.107	-7.075				
2000年ダミー	0.277	11.938	0.390	26.246	0.221	9.134	0.300	15.248
調整済み決定係数	0.506		0.816		0.462		0.861	
観察値	923		864		926		867	

（出所）表2に同じ。

（注）（1）モデルの推計はステップワイズ法で行った。すなわち、最初に目的変数と最も関係の強い説明変数をひとつ選択する。次にその変数と組み合わせたときに最も寄与率が高くなる変数を選択する。これを繰り返す。この過程で、一度選択した変数の中に不要な変数が出てきたときには、その変数を除去する方法である。詳しくは内田治『SPSSによるアンケートの調査・集計・解析』（東京図書 1997年）を参照。

（2）1995～2000年データセットを用いた計測で、説明変数間の多重共線性を避けるために、非農業就業増加率をモデル3と4から除去したが、モデル1と2、モデル5と6では、ステップワイズ法を使った結果、経済成長率、あるいは非農業就業増加率がモデルから除去された。

る。実際、1990年代以降の省間成長率格差は比較的小さかった（90年代の省別成長率の変動係数が0.21）。1990年代後半には中西部各省の成長率が東部地域のそれを上回ったケースも多くあった。省別成長率の変動係数を計算すると、1990年代前半の値は0.28、同後半の値は0.12であった。

第3に、1人当たり総生産の回帰係数はほとんどのモデルにおいて所期の符号を示し、また、高い水準で有意である。前述のように、1人当たり総生産は経済発展の総合水準を反映する指標である。発展水準の比較的高い地域への人口流出が多く、また同じことの裏返しとして、発展水準の比較的高い地域からの人口流入が少ない。

また、標準化係数の絶対値から分かるように、流出率モデルにおける1人当たり総生産は1990年代前半には有意ではなかったが、90年代後半に有意性の非常に高い数字を示した。他方の流入率モデルでも、1人当たり総生産の回帰係数は常に有意であった。

こうして、所得格差と人口移動の關係に関する本稿の仮説1は1990年代のデータに基づいた計測結果によって実証されたといえよう。

第4に、都市部登録失業率と移動率の關係についても、ほぼ期待したとおりの結果が得られた。すなわち、相対失業率の高い地域にはそこへの人口流出が少なく、逆にそうした地域から失業率の比較的低い地域への人口流入が多い。また、流入率モデルと比べて、流出率モデルにおける失業率の有意性が高く、しかも安定的である。この計測結果は前述のトダロモデルの考え方とほぼ一致している。1990年代の中国における省間人口移動は都市部で職を得る確率と深く關係しているといえる（仮説4）。

第5に、都市部における非国有部門従業者比率の回帰係数は所期の符号に反する場合が多く、あるいは、統計的に有意水準が低いためモデルから除去されたケースもある。都市部における非国有部門従業者比率の高い地域ほど（ X_j / X_i が小さいほど）、労働力の需給に対する行政の直接関与が比較的少ない、言い換えれば、市場化が相対的に進んでいるとみることができる。したがって、こうした地域では、他地域からの人口流入が多く（流入率モデルにおける同変数の回帰係数がマイナス）、他地域への人口流出が少ない（流出率モデルにおける同変数の回帰係数がプラス）はずであった（仮説3）。しかし、計測の結果はこの仮説を支持するに至らなかった。おそらく省間移動人口の多くが都市部以外の地域間で移動したこと、非就労目的の省間移動人口が多く含まれたことにその主因が求められよう。

また、1990年代前半のデータセット、あるいはプールされたデータセットを使った計測では、非農業就業増加率は、その回帰係数の統計的有意性が低いため、モデルから除去されることとなった。省間人口の流入は非農業就業の増加率からそれほど影響を受けなかったということであろう。この結果と前述の経済成長率の影響を考え併せると、本稿の仮説2は計測の結果から支持されたとはいえない。

第6に、空間距離ならびに移動チェーンの移動率に与えた影響については興味深い計測結果が得られた。空間距離が流出率または流入率にマイナスの影響を与えるという仮説5はすべてのモデルから強く支持されている^(注21)。移動チェーンを除いた流出率モデルでは、1990年代前半に空間距離の影響力が飛び抜けて高く、90年

代後半にも1人当たり総生産を凌ぐ結果をみせた。流出元からみれば、省間の人口流出は流入先との空間距離が最も重要な要因でありながら、1人当たり総生産の格差にも強く規定されるようになった。もちろん、1990年代前半にも大きな地域間所得格差が存在した。しかし、それ以上に移動にかかる費用（交通費等）が重要であった。また、時間が経つにつれ、省間移動に対する所得格差の重要性がいっそう強まったのであろう。他方、移動チェーンを除外した流入率モデルにも空間距離のマイナス影響を見出すことができる^(注22)。ただし、時間が経つにつれ、空間距離の移動率に及ぼすマイナス影響が小さくなっていくという仮説5の後半部分は検証されなかった。計測の期間が短かったからであろう。

ところが、チェーン指数を含めたすべての移動率モデルにおいては、空間距離の標準化係数（絶対値）が大幅に低下した。省間移動にあたっては、空間距離が大きな阻害要因ではあるが、仕事を斡旋してくれる縁故が遠方地域にしかない場合には、そこへ移動することが多かったのであろう。交通費等の移動コストは近隣地域に移動するのとは比べて幾分か多いが、仕事を探す間のさまざまな費用や知人がいないことからの不便さを考えると、遠方への長距離移動も非合理的とはいえない。労働市場が不十分にしか機能していない1990年代の中国では、縁故が省間移動に果たした役割はきわめて重要であったというわけである^(注23)。人口センサスの集計データをもとにした移動モデルから縁故による移動の効果が検出されたことは興味深い^(注24)。

おわりに

本稿では、中国が改革開放時代に実施した数回の全国人口調査の集計資料および関連の統計資料を駆使し、省間人口移動の実態および決定要因を定量的または計量的に分析することを主な課題とした。以下は本研究の主な分析結果である。

第1に、1980年代後半以降、省市区を跨ぐ広域の地域間移動人口は急増し続けたが、純流出地と純流入地の構造がほとんど変わっておらず、流出入の局地集中がいっそう進んだ。また、常住人口に占める純流出入人口の比率は、それぞれの上位地域で同じ水準に収斂した。それは地域労働市場の機能が働いた結果なのかもしれないが、いっそうの分析を要する現象である。

第2に、省市區別流入率が1人当たり総生産、都市部における非国有部門従業者比率、都市人口比率と正の相関関係を持つが、経済成長率、都市部登録失業率、非農業就業増加率のいずれとも有意な相関関係を持っていない。それとは対照的に、流出率は経済成長率以外のすべての要因と有意な相関関係をみせなかった。また、人口流入率の高い地域では生産年齢人口の比率が著しく高かった。

第3に、純流出地グループと純流入地グループでは、所得水準などさまざまな社会経済指標には明らかな相違が観測されるが、純流出地、純流入地のどちらかを規定する主因は、1990年代前半には所得水準、非国有部門従業者比率および都市人口比率であったのに対して、90年代後半には所得水準の重要性が低下し、かわって、非農業就業増加率が重要な影響を与えるように

なった。純流出地か純流入地かを規定する主因は時間とともに変化したのである。

第4に、人的資本論の考えが取り入れられたトダロの地域間移動モデルを援用して、省市区間の人口移動関数を計測し、移動に与える影響ならびにその変化傾向を明らかにした。移動関数の計測結果はおおむね良好であり、移動率と所得水準、就業機会の地域間格差、移動コスト（距離）、情報伝達（移動チェーン）との関係に関する仮説がほぼ実証された。すなわち、(1)所得水準の比較的高い地域への移動率が高い、あるいは、所得水準の比較的低い地域への移動率が低い、(2)失業率の比較的低い（高い）地域への移動率が高い（低い）、(3)移動距離が長いほど、移動率が下がる、(4)情報提供者の所在（移動チェーン）によっては距離のマイナス効果が大きく下がる。しかし、経済成長率、市場化水準および非農業就業増加率の移動率に及ぼす効果は移動率モデルから検出できなかった。

本稿は中国国家统计局の公表した集計資料をもとにしたものである。そのために、記述的分析や計測に使われる変数の選定等は利用可能なデータの範囲内でしかできなかった。2000年センサスでは国際通用の移動関連の設問が多く採用されており、本来ならば、さまざまな角度からの移動分析が試みられるが、今のところは不可能である。本稿で検出された上述の事実関係には初歩的なものがあり、計量分析からの結論に暫定的なものも含まれる。今後、新たなデータの公表があれば、分析を深めていく必要がある。

（注1）中国における地域間移動人口の定義、それぞれの内容と限界について、嚴（2004a）で詳細に論

じられている。期間移動人口とは、現住居が5年前の常住地と異なる満5歳以上の人口を指し、戸籍の転出入を伴う者と転出入なしの暫住人口の両方を含む。ただし、調査時まで亡くなった移動人口、いったん移動したものの、調査時には元の居住地に帰還した人が除外されている。また、この5年間に何回移動しても1回としてカウントされる。

（注2）戸籍登録地の所在を問わず、実際、現住居に一定期間を超えて住んでいる全人口のことを指す。1990年の第4回人口センサスでは、戸籍登録地から1年以上離れたものを現住地の常住人口としたが、95年1%人口調査、2000年の第5回人口センサスでは、その期間を半年に改めた。ちなみに、戸籍登録地（都市部は街道、農村部は郷鎮）から半年以上離れた、いわゆる暫住人口の対全人口比率は、1995年の4.9%から2000年の11.6%に上昇した。嚴（2004a）を参照。

（注3）1995年1%人口調査および2000年センサスから算出された期間移動人口の移動率をプールしたデータセットによる。ここに1990年人口センサスのデータを使わなかったのは、他の変数の統計データを取りやすいことを考慮したからである。

（注4）国家统计局編『中国統計年鑑』（各年版 中国統計出版社）からの引用、またはそれに基づいた推計値である。

（注5）15～64歳を選んだのは公表データの制約による。もし20～30歳代の比率を省別に比較できれば、流出地域と流入地域の差がもっと顕著になるだろう。

（注6）北京、上海等の大都市を除いた地方の中小都市では、戸籍の転出入に対する規制が2001年以降緩和されつつある。定職と住所があれば、戸籍の転入が認められ、しかも、そのための費用徴収も制限されている。この点に関しては、白・宋（2002）が詳しい。

（注7）ただし、両グループの差異を突出させるために純移動人口の多い20省市区が抽出された。この分析方法はCadwallader（1992）を参照した。

（注8）個々の指標の単純平均値である。

（注9）人口学や経済地理学でも地域間人口移動の問題が扱われている。いわゆる重力モデル（gravity model）が有名である。地域間の人口移動は、万有引力の物理現象と類似するように、両地域の人口規模に

比例して増大するが、地域間の空間距離に反比例して変化するという。つまり、 $M_{ij} = L_i \cdot L_j / D_{ij}$ (M_{ij} : 地域間の人口移動量、 L_i と L_j : 両地域の総人口、 D_{ij} : 両地域の空間距離) である。このモデルを援用した経済学者の研究では、人口規模と空間距離はそれぞれ市場の大きさと移動に伴う費用の代理変数として、経済学的に意味づけを与えられている [Mueller 1982]。中国における農村労働力の地域間移動を実証的に分析したもののとして、丸川 (2002) がある。

(注10) 『中国統計年鑑』の都市部 (城鎮) 従業員から「国有単位」従業員を差し引いたものである。

(注11) 例えば、厳 (1997a)、丸川 (2002) では、省都間の鉄道距離 (一部は空路の距離) が用いられた。石田・石井・佐野 (1978) によれば、アメリカにおける地域間人口移動の決定要因を計量的に分析する文献には、こうした地域間の人的つながりを説明変数として使うケースがよくあるという。

(注12) 実際仕事を持たないいわゆる「下岗職工」 (一時帰休者) を含めれば、失業率がずいぶん高まる。例えば、2000年都市部登録失業率の公表数字はわずか2.8%だが、一時帰休者も含めると、実質の失業率はなんと7.2%にも膨れ上がる [丸川 2002]。

(注13) この移動関数は厳 (1997a ; 2000b) ではじめて利用されたモデルをさらに改善したものである。

(注14) 杜・白 (1998)、趙 (1998)、張・周 (1999)、全国総工会政策研究室 (1998)、厳・左・張 (1999) 南・牧野 (1999) を参照のこと。

(注15) 空間距離のデータは丸川知雄氏から提供してもらったものである。感謝の意を表す。

(注16) 石田・石井・佐野 (1978) は、アメリカ国内における地域間労働移動に関する多くの先行研究をサーベイし、こうした移動チェーンの有無 (ストック効果) が移動率を強く規定した興味深い実証研究の結果を紹介した。この発想に啓発され、厳 (1997a ; 2000b) は1990~95年の中国における省間人口移動の決定メカニズムを分析する際に、はじめて移動チェーンの導入を試み、所期の結論が得られた。ただし、その際の分析対象が人口流出数の上位8省に限定されたため、そこからの結論を一般化するにはより多くの地域を対象とする分析が課題として残されていた。

(注17) 東部地域是北京、天津、上海、江蘇、浙江、福建、山東、広東、海南の9省市、中部地域は河北、山西、内モンゴル、遼寧、吉林、黒龍江、安徽、江西、湖北、湖南、河南の11省区、西部地域はその他をそれぞれ指す。

(注18) 省間純流入率が定義により負の値をとる。したがって、純移動率の決定要因についてこのモデルでは計測できない。

(注19) モデルの推計はステップワイズ法で行った。なお、1995~2000年データセットにおいては、1人当たり総生産と非農業就業増加率 (ともに対数型) が多重共線関係を持つため、非農業就業増加率をモデル3、モデル4から除去することにした。

(注20) 純流出地域グループ、純流入地域グループのデータセットをそれぞれ流出率モデル、流入率モデルの計測に用いてみたが、計測の結果は表4に示されたものとはほとんど同じであった。

(注21) 王 (1993 ; 1995 ; 1997)、張 (1992)、李 (1994) は1990年人口センサスからの省間移動人口の決定関数を推計する際にも、空間距離を説明変数として用いた。

(注22) 省都間の空間距離の移動率に対する弾力性 (距離が1%変化した場合の移動率の変化率) は1990年代前半に-1.06、同後半に-1.10であった (両方とも移動チェーンを含まない移動モデルの場合)。すなわち、1990年代の中国では、省間の空間距離が1%増えると、省間人口移動率 (万分比) は1%強減少する。これは1950年代後半、60年代後半のアメリカにおける州間人口移動に対する距離の弾力性 (それぞれ-0.90、-0.80) [Shaw 1985, 83] よりも高いものであった。

(注23) 省間流出人口の上位5省 (四川、湖北、安徽、河南、江西) の1990年代後半を対象に計測された移動率モデルでは、統計的に有意である空間距離の標準化係数は移動チェーンを含めたモデルでは有意でなくなった。省間人口移動に対する縁故の持つ大きな影響がここでも確認できた。

(注24) ミクロデータを用いた移動決定モデルでも、縁故による移動決定への有意な影響が統計的に確認されている [厳 2000b]。

文献リスト

〈日本語文献〉

- 石川義孝編 2002.『人口移動転換の研究』京都大学学術出版会.
- 石田英夫・石井利明・佐野陽子編 1978.『労働移動の研究——就業選択の労働科学——』総合労働研究所.
- 厳善平 1997a.「1990年代中国における地域間人口移動の実態とメカニズム」『大原社会問題研究所雑誌』第468号.
- 1997b.「中国の地域間労働移動」『アジア経済』第38巻第7号.
- 2000a.「労働移動の理論と実証研究: 展望——都市・農村間の労働移動を中心に——」『桃山学院大学経済経営論集』第41巻第3号.
- 2000b.「第1章 労働移動」菱田雅晴編『現代中国の構造変動5 社会——国家と社会の共棲関係——』東京大学出版会.
- 2002.『農民国家の課題』名古屋大学出版会.
- 2003.「中国における経済格差の実態と要因」『桃山学院大学経済経営論集』第44巻第4号.
- 2004a.「改革時代の中国における地域間人口移動」『桃山学院大学経済経営論集』第45巻第4号.
- 2004b.「人口移動スケジュールおよび移動の選択性——中国2000年人口センサスのデータを用いて——」(比較経済体制学会第44回全国大会分科会報告).
- 厳善平・左学金・張鶴年 1999.「上海市における出稼ぎ労働者の就業と賃金」『アジア経済』第40巻第2号.
- トダロ, M. P. 1997.『M. P. トダロの開発経済学』(岡田靖夫監訳) 国際協力出版会.
- 西岡八郎 2001.「人口移動統計と社人研・人口移動調査について」『人口問題研究』第57巻第1号.
- 丸川知雄 2002.『労働市場の地殻変動』名古屋大学出版会.
- 南亮進・牧野文夫編 1999.『流れゆく大河——中国農村労働力の移動——』日本評論社.
- ヨトボロス, P. A. / P. A. ヌジェント 1984.『経済発展理論——実証研究——』(鳥居泰彦訳) 慶応通信.

〈中国語文献〉

- 白南生・宋洪遠編 2002.『回郷、還是進城?——中国農村外出労働力回流研究——』中国財政経済出版社.
- 杜鷹・白南生編 1998.『走出鄉村——中国農村労働力流動実証研究——』経済科学出版社.
- 国家統計局人口統計司 1992.『中国人口統計年鑑 1991年版』中国統計出版社.
- 國務院人口普查弁公室他 1991.『中国1990年人口普查10%抽樣資料』中国統計出版社.
- 1993.『中国1990年人口普查國際討論會論文集』中国統計出版社.
- 2002.『中国2000年人口普查資料 上中下』中国統計出版社.
- 李樹苗 1994.「中国80年代的区域經濟發展和人口轉移研究」『人口与經濟』第3期.
- 全国人口抽樣調查弁公室 1997.『1995年全国1%人口抽樣調查資料』中国統計出版社.
- 全国総工会政策研究室 1998.『1997年中国農民工問題調査』全国総工会.
- 王桂新 1993.「我国省間人口遷移与距離關係之探討」『人口与經濟』第2期.
- 1995.「我国省間人口遷移遷入目的地選択過程の年齢模式及其特征」『人口与經濟』第6期.
- 1997.「中国区域經濟發展水平及差異与人口遷移關係之研究」『人口与經濟』第1期.
- 張五常 1994.『戸口遷移与流動人口論叢』公安大学学报編輯部出版.
- 張善余 1992.「第四次人口普查省間遷移数据分析」『人口与經濟』第3期.
- 張小建・周其仁編 1999.『中国農村労働力就業与流動研究報告』中国労働出版社.
- 趙樹凱 1998.『縱横城鄉——農民流動的觀察与研究——』中国農業出版社.

〈英語文献〉

- Cadwallader, M. 1992. *Migration and Residential Mobility: Macro and Micro Approaches*. Madison: University of Wisconsin Press.
- Cebula, Richard J. 1979. *The Determinants of Human Migration*. Lexington: Lexington Books.

- Chun, Jinsuk 1996. *Interregional Migration and Regional Development*. Avebury.
- Greenwood, Michsel J. 1981. *Migration and Economic Growth in the United States: National, Regional, and Metropolitan Perspective*. Academic Press.
- Levy, A. and J. R. Faria eds. 2003. *Economic Growth, Inequality and Migration*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Lewis, W. A. 1954. *Economic Development with Unlimited Supplies of Labour*. Manchester School of Economic and Social Studies.
- Mueller, Charles F. eds. 1982. *The Economics of Labor Migration: A Behavioral Analysis*. New York: Academic Press.
- Shaw, R. Paul 1985. *Intermetropolitan Migration in Canada: Changing Determinants over Three Decades*. Toront: NC Press.
- Sjaastad, Larry. A. 1962. "The Costs and Returns of Human Migration." *Journal of Political Economy* 70(5).
- Todaro, M.P. 1969. "A Model of Migration and Urban Unemployment in Less-developed Countries." *American Economic Review* 59(1).
- 1980. "Internal Migration in Developing Counties: A Survey." In *Population and Economic Change in Developing Countries*. ed. Richard A. Easterlin. London and Chicago: University of Chicago Press.
- 【付記】 本稿は科研費基盤研究(B)(2), 「中国における労働移動と経済発展に関する計量分析」(No. 14530080, 平成14～16年)による研究成果の一部である。
- (桃山学院大学経済学部教授, 2003年8月25日受付, 2003年10月14日レフェリーの審査を経て掲載決定)

付表 主要な人口流出入地域における純流出入率（1万人当たりの人数，1995～2000年の期間移動人口をベースに）

	北京市	河北省	遼寧省	上海市	江蘇省	浙江省	安徽省	福建省	江西省	山東省	河南省	湖北省	湖南省	広東省	広西自 治区	重慶市	四川省	貴州省	新疆自 治区
北京市	0	90	19	-2	22	17	41	12	14	27	45	23	9	1	3	8	22	5	8
天津市	-13	23	4	-2	3	4	10	3	1	14	7	4	1	-0	1	2	4	1	2
河北省	-90	0	1	-3	0	3	4	1	1	2	6	3	1	-3	1	1	6	2	-1
山西省	-26	1	-0	-3	-0	3	3	1	0	-0	4	2	0	-3	0	1	8	1	-1
内モンゴル自治区	-32	-4	-18	-3	-0	1	1	0	1	-3	1	0	0	-2	-0	0	2	0	-0
遼寧省	-19	-1	0	-4	2	3	5	1	1	3	4	2	0	-4	0	1	4	0	-0
吉林省	-22	-6	-27	-5	-0	-0	1	-0	0	-12	1	1	-0	-5	-0	0	1	0	-0
黒龍江省	-32	-19	-51	-8	-2	-2	2	-1	0	-24	-0	1	-0	-7	-0	-1	0	0	-1
上海市	2	3	4	0	97	57	180	26	50	9	16	17	8	1	2	11	29	10	15
江蘇省	-22	-0	-2	-97	0	3	103	3	11	1	12	9	5	-12	1	6	24	17	-7
浙江省	-17	-3	-3	-57	-3	0	100	4	134	-1	17	30	24	-12	4	25	54	52	-4
安徽省	-41	-4	-5	-180	-103	-100	0	-21	-0	-8	-1	-1	-0	-41	-1	-0	1	3	-12
福建省	-12	-1	-1	-26	-3	-4	21	0	106	-1	5	17	10	-29	1	23	48	22	-1
江西省	-14	-1	-1	-50	-11	-134	0	-106	0	-1	-0	-2	-1	-197	-1	-1	0	2	-0
山東省	-27	-2	-3	-9	-1	1	8	1	1	0	4	1	0	-9	0	1	3	1	-3
河南省	-45	-6	-4	-16	-12	-17	1	-5	0	-4	0	-6	-0	-95	-0	-1	2	1	-42
湖北省	-23	-3	-2	-17	-9	-30	1	-17	2	-1	6	0	-1	-167	0	7	5	1	-8
湖南省	-9	-1	-0	-8	-5	-24	0	-10	1	-0	0	1	0	-346	-10	0	1	-1	-3
広東省	-1	3	4	-1	12	12	41	29	197	9	95	167	346	0	252	61	236	76	2
広西自治区	-3	-1	-0	-2	-1	-4	1	-1	1	-0	0	-0	10	-252	0	-0	2	4	0
海南省	-3	0	1	-1	-0	1	1	2	5	0	1	6	7	-10	10	2	5	2	0
重慶市	-8	-1	-1	-11	-6	-25	0	-23	1	-1	1	-7	-0	-61	0	0	10	2	-18
四川省	-22	-6	-4	-29	-24	-54	-1	-48	-0	-3	-2	-5	-1	-236	-2	-10	0	-9	-55
貴州省	-5	-2	-0	-10	-17	-52	-3	-22	-2	-1	-1	-1	1	-76	-4	-2	9	0	-1
雲南省	-2	-1	0	-2	-7	-1	-1	3	4	-4	1	5	9	-5	1	16	30	27	-0
チベット自治区	-1	-0	-0	-1	-0	0	0	0	-0	-0	0	0	0	-0	0	1	7	-0	0
陝西省	-18	-3	-1	-6	-3	-2	2	-1	1	-0	4	1	1	-33	0	0	4	0	-16
甘粛省	-14	-2	-0	-6	-1	1	1	1	0	-1	2	0	0	-8	-0	-0	0	0	-95
青海省	-6	-1	-0	-2	-1	0	0	0	-0	-1	1	-1	0	-1	-0	-1	1	0	-11
寧夏自治区	-6	0	-0	-2	0	0	2	-0	0	0	2	-0	0	-1	-0	0	1	0	-13
新疆自治区	-8	1	0	-15	7	4	12	1	0	3	42	8	3	-2	-0	18	55	1	0

(出所) 国務院人口普查弁公室ほか (2002) より作成。

(注) 表頭は主要な人口流出地または人口流入地，表側は人口の流出入先である。プラスとマイナスの値はそれぞれ純流出人口数，純流入人口数を示す。なお，四捨五入のため，1万人当たりの純移動者数が0.5未満の場合は0となっている。